—技術報告—

地理的プロファイリングにおける距離の測定方法の違いによる拠点推定精度の比較

花山愛子¹, 萩野谷俊平², 倉石宏樹³¹青森県警察本部刑事部科学捜査研究所
〒030-0801 青森県青森市新町 2-3-1²NYU Shanghai, Faculty of Arts and Sciences
200122 1555 Century Avenue Pudong New Area, Shanghai, China³滋賀県警察本部刑事部科学捜査研究所
〒520-0106 滋賀県大津市唐崎 1-34-3**Comparing accuracy of geographic profiling by differences
in distance measures**Aiko Hanayama¹, Shumpei Haginoya², and Hiroki Kuraishi³¹*Scientific Investigation Laboratory, Aomori Prefectural Police H.Q.
2-3-1 Shinmachi, Aomori-shi, Aomori 030-0801, Japan*²*NYU Shanghai, Faculty of Arts and Sciences
1555 Century Avenue Pudong New Area, Shanghai 200122, China*³*Forensic Science Laboratory, Shiga Prefectural Police H.Q.
1-34-3 Karasaki, Otsu-shi, Shiga 520-0106, Japan**(Received 7 September 2018; accepted 28 February 2019;
Published online 13 April 2019 in J-STAGE DOI: 10.3408/jafst.755)*

The accuracy of geographic profiling for predicting a serial offender's home/base location was compared by using three different distance measures—the Euclidean distance, the Manhattan distance, and the Shortest route distance—using the data of 1,856 crimes committed by 124 residential burglars in Northern Tohoku area of Japan from 2004 to 2015. Logarithmic and the negative exponential coefficients were estimated as the distance decay function for each distance measure by using leave-one-out cross-validation. Also, search areas were calculated to compare the accuracy of geographic profiling. Results of the Friedman's test indicated significant differences in search areas of the three distance measures for the wide area group which consisted of offenders having a long distance between crime locations. The search area when utilizing the Shortest route distance was the smallest for the logarithmic function, whereas the search areas using the Euclidean distance and the Shortest route distance were smaller than the Manhattan distance for the negative exponential function. Results of the narrow area group did not indicate significant differences in search areas for the three distance measures. Therefore, it was concluded that geographic profiling might be improved by using the Shortest route dis-

tance when calculating the probability distribution for offenders committing crimes in a wide area that includes many edges, such as rivers, railroads, and mountains, as well as paths such as bridges and railroad crossings.

Key words: Geographic profiling, Manhattan distance, Residential burglary, Route distance, Search area

緒 言

地理的プロファイリングでは、連続犯行の犯行地点に関する空間情報から、犯人の居住地や勤務先などの活動拠点、犯行現場への移動手段や経路、次の犯行地域の推定を行う¹⁾。なかでも拠点推定は、加害者と被害者に接点のない都市型犯罪において、人的および物的資源を有効活用するための有用な捜査支援手法のひとつである²⁾。

日本においては、サークル仮説³⁾、疑惑領域モデル⁴⁾、凸包ポリゴン⁵⁾といった、幾何学的な領域を活動拠点が存在する可能性の高い領域とする、幾何学領域モデル⁶⁾が実務において活用されている。一方、海外では、空間分布法と確率距離法という、大きく分けて2つの手法が用いられている⁷⁾。空間分布法は、犯行地点の空間分布から、犯人の活動拠点が存在する可能性が高い地点を点で推定する方法である。推定される点には、サークル仮説の中心、犯行地点の空間平均⁸⁾、最小距離中心⁷⁾などが用いられる。確率距離法は、犯行エリアとその周辺の地域をメッシュ状に区切り、犯人の活動拠点から離れるほど犯行頻度が減衰する傾向(距離減衰)を用いて、各セルに犯人の活動拠点が存在する確率を付与する方法である。具体的には、解決済み事件の被疑者らの活動拠点から犯行地点までの距離を計測して、作成したヒストグラムから距離減衰を表現する関数を推定し、その関数に未解決事件の犯行地点からの距離を代入することで、各セルの確率を算出するという方法が用いられる。犯行地点が複数ある連続事件の場合には、各犯行地点について算出した確率を、セルごとに加算する。萩野谷ら⁹⁾によれば、空間分布法よりも確率距離法の方が、拠点推定の精度が高いことが示されている。距離減衰を表す関数として研究で最も多く用いられているのは、負の指数関数

であるが¹⁰⁻¹³⁾、萩野谷ら⁹⁾のモデル比較では、負の指数関数に並んで対数による確率距離法の推定精度が高かった。

確率距離法では、各犯行地点から各セルまでの距離が確率値を変動させる変数となるため、距離の測定方法の違いによって結果が異なる可能性がある。日常生活で多く用いられる距離には、主にユークリッド距離 (Euclidean distance) とルート距離 (Route distance) がある。ユークリッド距離は、点と点を直線で繋いだ場合の直線の長さで表される距離で、直線距離とも言われる。ルート距離は、地図上のある地点とある地点の間を繋ぐルート (道路) を辿る距離で、道のり距離とも言われる。特に、地点間を最も短い距離で移動できるルートを辿った場合の距離を、最短ルート距離 (Shortest route distance) という。最短ルート距離は、歩行者専用道路や一方通行などの道路の構造が移動に影響するため、使用する交通手段や進む方向によって、距離が異なる場合があるという特徴がある。また、Rossmo⁸⁾は、北アメリカの都市で見られる碁盤の目状の都市構造に適した距離として、南北方向と東西方向の移動距離を足したマンハッタン距離 (Manhattan distance) を用いた。しかし、日本においては、京都市や札幌市の中心部のような碁盤の目状の構造は一部の都市以外にはほとんどないため、マンハッタン距離を用いる妥当性については不明である。Fig. 1 に、各距離の測定方法を例示する。

これまで、確率距離法を用いた拠点推定の研究では、主にユークリッド距離が用いられてきた^{7,11-13)}。しかし、実際に犯人が活動拠点から犯行地点までを移動する場合には、直線に進むのではなくルートを辿るため、ユークリッド距離では犯人の移動距離を過小評価しているという指摘がある^{12,14)}。Lynch¹⁵⁾

Fig. 1 Schematic view of the Euclidean distance, the Manhattan distance and the Shortest route distance.

は、空間的イメージはパス（多くの人々の都市イメージに共通して現れる移動ルート）、エッジ（認知地図の組織化を手助けする境界線）、ディストリクト（ある特徴で区別できるが境界は曖昧な地域）、ノード（活動が集中する場所）、ランドマーク（方向づけに用いられるシンボル）の5つの要素からなると述べており、特にパスとエッジは、環境要因として犯罪発生に影響を与えることが示されている¹⁶⁾。エッジとは、具体的には川や線路といった移動の際に物理的障壁になるもののことであり、パスには、橋や踏切などエッジで隔たれた地域間を移動するためによく使われるルートも含まれる。川を越えるための橋や、線路を越えるための踏切の数には限りがあることから、特にエッジを挟んだ反対側へと移動する場合には、ユークリッド距離では移動距離が過小評価されると考えられる。また、犯行の分布が広い場合には、越えなければならないエッジが増えること、山や湖が含まれることが増え、それらを迂回して移動しなければならないことから、ユークリッド距離による移動距離の過小評価はさらに大きくなると考えられる。

拠点推定における、距離の測定方法による精度の違いを検討した研究としては、Kent et al.¹⁷⁾がある。Kent et al.¹⁷⁾は、連続殺人犯1名の拠点と犯行地点をテストデータにし、負の指数関数を用いた拠

点推定において、ユークリッド距離、マンハッタン距離、最短ルート距離、最短移動時間で拠点推定の精度に差が見られるかを比較した。その結果、ユークリッド距離とマンハッタン距離の精度が同程度であり、それらに比べて最短ルート距離および最短移動時間の精度は低かった。しかし、この研究ではテストデータが1名にすぎず、この結果の一般化については限界がある。また、Kent et al.¹⁷⁾が研究対象エリアとしたアメリカルイジアナ州のバトンルージュは、道路が碁盤の目状に配置されているためマンハッタン距離の精度が高かったと思われるが、そうではないエリアでも高い精度が得られるかは検討する余地がある。

推定精度の比較の際に用いられる指標には主に誤差距離、サーチコストおよびサーチエリアがあるが、中でもサーチエリアが精度比較の指標として最も適切であるとの指摘がある⁹⁾。誤差距離は、最高確率のセルと実際の活動拠点との距離を指標として用いるものであるが、最高確率のセルしか評価に用いていないことが問題とされている^{18,19)}。サーチコストは、確率の高いセルから順に探索をしていったときに、実際の活動拠点が含まれるセルまでに探索したセルの面積が、任意に設定した探索エリアのどのくらいの割合になるかを算出したものであるが、任意に設定した探索エリアの割合として表現することが問題点として指摘されている¹⁴⁾。サーチエリアは、サーチコストと手順は同じであるが、任意の探索エリアは設定せず、実際の面積で比較をする^{13,14)}。サーチエリアが大きくなれば、その分探索にかかるコストが増えるため、推定精度は低くなると解釈することができ、任意の探索エリアを設定しないため、異なる地域の犯行データについても比較が可能である。

したがって、本研究では、対数および負の指数を用いた確率距離法による拠点推定において、ユークリッド距離、マンハッタン距離および最短ルート距離という距離の測定方法の違いによって、サーチエリアに差が見られるかを日本のデータで検討することを目的とする。その際、犯行分布の広さの違いにより、測定方法の違いの効果が異なると考えられたため、犯行分布の広さで二群に分け、群ごとに測定

方法別のサーチエリアを検討した。

方 法

データ

2004年から2015年の間に、北東北3県において異なる3箇所以上で住宅侵入盗（空き巣、忍込みおよび居空き）を敢行して検挙された単独犯の被疑者124名の事件データ1,856件を収集した。被疑者ごとの事件数は、平均で14.8件（最小=3，最大=141，SD=18.3），中央値で7件であった。

分析に用いたデータは、プライバシー情報を含む犯罪情報であったため、所属機関の承諾を得て、警察部内の規則にしたがって適切に管理した。

収集した事件データから、犯行地点および被疑者が犯行におよぶ際の拠点であった可能性がある場所（住所、前住所、勤務先、親戚の住所、交際相手や友人の住所）について、アドレスマッチングが番地レベル以上で可能であったものについて、位置情報を緯度経度で抽出した。分析で用いた拠点については、萩野谷ら⁹⁾の方法を参考として、抽出した拠点であった可能性がある場所について、その被疑者の全ての犯行地点までのユークリッド距離を測定し、中央値が最も短い場所を犯行時の拠点であった可能性が高い場所（以下、活動拠点）として便宜的に定義した。

手続き

サーチエリアの算出には、交差検証法としてleave-one-out法を用いた。まず、124名のうち1名をテストデータとして除外し、残り123名について、被疑者ごとに3件ずつランダム抽出した369件を学習データとし、各被疑者の活動拠点から犯行地点までの距離を測定した。このとき、距離は、ユークリッド距離、マンハッタン距離および最短ルート距離の3種類を測定し、距離の測定方法ごとに、250 m 間隔のヒストグラムを作成したうえで、対数と負の指数について係数の推定を行った。次に、推定された係数をあてはめた2つの関数を用いて、除外していた1名のテストデータについて、それぞれヒストグラムを作成した際と同じ距離の測定方法を使用して確率分布を計算し、被疑者の活動拠点が含

まれるセルの確率以上のセルの合計面積をサーチエリアとして算出した。確率分布は、標準地域メッシュの4分の1地域メッシュ（250 m 四方（0.0625 km²））のセルごとに計算した。計算するセルの範囲は、各被疑者について、全犯行地点が含まれる最小の四角形を設定したときに、東西または南北の辺の長い方のユークリッド距離を、東西南北にそれぞれ足した範囲とし、被疑者の活動拠点がその範囲の外に存在する場合には、サーチエリアの算出から除外した。以上の手続きを、すべての被疑者について繰り返して行ったところ、124名中114名（91.9%）の被疑者については、サーチエリアが割り出し可能であった。

最短ルート距離の測定は、全国デジタル道路地図データ（DRM）（住友電工製）を用いて、GeoConic ver. 3.2.1052（インフォマティクス製）で実施した。ルートの検索は、地図上の各セル内に道路地図データを有する道路が存在する場合にのみ可能であるため、セル内に道路地図データを有する道路が存在しない場合には、周囲8セルのうち最も長い距離を適用することとした。周囲8セルも全て欠損値である場合には、そのセルは分析対象から除外した。道路地図データを有しない道路とは、多くは田んぼのあぜ道や舗装されていない林道、住宅街の細かい路地であり、除外されたセルの大部分は、山中、田んぼ、畑、海、湖であった。サーチエリアを算出する際の分析対象セルを距離の測定方法間で統一するため、ユークリッド距離およびマンハッタン距離の確率分布およびサーチエリアも、最短ルート距離で分析対象となったセルについてのみ算出した。なお、この過程で除外されたセルに活動拠点が含まれていた被疑者はいなかった。

124名の被疑者について、学習データに用いた3件ずつ、計372件の事件データから作成したヒストグラムと、それに基づいて係数を算出した各関数の予測値の分布および決定係数（ R^2 ）を、Fig. 2に示す。

犯行分布の広さで距離の測定方法の効果に違いが見られるかを検討するため、各被疑者について、ユークリッド距離を用いて犯行地点間の距離を全ての組み合わせについて算出し、その中央値を算出し

Fig. 2 Histograms of distance from offender's home/base location to crime locations and predicted values from logarithmic function and negative exponential function of the Euclidean distance, the Manhattan distance, and the Shortest route distance.

Note. x = distance from crime location; y = probability of offender's home/base location

て、全被疑者を中央値の大きい順に並べ、上位半分を広域群（中央値の最大値 = 88.55 km, 最小値 = 2.08 km, 中央値 = 5.82 km, 平均値 = 11.46 km, 標準偏差 = 16.58 km）、下位半分を狭域群（中央値の最大値 = 2.06 km, 最小値 = 0.00 km, 中央値 = 0.87 km, 平均値 = 0.87 km, 標準偏差 = 0.50 km）とし

た。各群は57名ずつであった。各関数について、距離の測定方法間でのサーチエリアの差を検討するため、フリードマン検定を実施した。フリードマン検定は、対応がある3条件以上の量的データを被疑者ごとの順位に変換し、条件間の平均順位に差があるかを調べるノンパラメトリック検定である。本研究

で用いた各測定方法のデータは、コルモゴロフ・スミルノフ検定により有意 ($p < .05$) に正規分布とはいえないことが確認されていることから、ノンパラメトリック検定を用いることが妥当と考えられる。フリードマン検定で有意な差が認められた場合には、ウィルコクソンの符号付き順位検定で Holm の方法による多重比較を行い、効果量 r を算出した。

結 果

狭域群、広域群ごとに、各関数および測定方法のサーチエリアと平均順位をまとめたものを Table 1 に示す。いずれの群、関数においても、最短ルート距離の平均順位が最も小さかった。サーチエリアの中央値では、広域群の負の指数ではユークリッド距離が最も小さかったが、ほかの条件ではいずれも最短ルート距離が最も小さかった。

フリードマン検定の結果、狭域群では、どちらの関数でも距離の測定方法によってサーチエリアに有意な差は見られなかったが (対数: $\chi^2(2) = 1.47$, $n = 57$, $p = .48$; 負の指数: $\chi^2(2) = 0.42$, $n = 57$, $p = .81$)、一方、広域群では、両関数で有意な差が見られた (対数: $\chi^2(2) = 12.75$, $n = 57$, $p < .01$; 負の指数: $\chi^2(2) = 11.44$, $n = 57$, $p < .01$)。多重比較の結果、対数では、最短ルート距離がユークリッド距離およびマンハッタン距離よりもサーチエリアが小さく ($r = .54$; $r = .44$)、負の指数では、ユークリッド距離および最短ルート距離がマンハッタン距離よりもサーチエリアが小さかった ($r = .34$; $r = .39$)。

考 察

本研究では、日本の犯罪データで、距離の測定方法の違いによる確率距離法の拠点推定精度を検証した。

犯行地点間距離の中央値が短い狭域群の被疑者では、距離の測定方法によってサーチエリアに差は見られなかった。これは、比較的狭いエリアの場合、エッジの存在が少なく、各測定方法の距離の長さに違いが生じにくかったことが原因と考えられる。一方、広域群の被疑者では、全体的に最短ルート距離が最も良い精度を示した。これは、広いエリアの場合、線路や川といったエッジの存在が増えるのに加え、山や湖といった大きなエッジも含まれることが多くなることから、最短ルート距離とほかの測定方法の距離の違いが大きくなり、被疑者の移動距離をより正確に反映している最短ルート距離の成績がよくなったものと考えられる。被疑者は犯行で得られる利益とコストを考慮して犯行場所を選択しているが²⁰⁾、移動距離というのは犯行にかかるコストであり、移動距離が長いほど犯行場所として選ばれにくくなる²¹⁾。確率距離法の拠点推定では、移動距離が長く、その場所で犯行するには移動コストが高いエリアの拠点確率が低くなり、相対的に移動コストが低いエリアの拠点確率が高くなる方法であるため、推定精度が高いということは、その距離の測定方法と関数が、被疑者の移動コストをより正確に反映しているといえる。

一方、サーチエリアの中央値や平均順位から、マ

Table 1 Search area and average rank of each group, function and distance measure.

			Logarithmic function			Negative exponential function		
			Euclidean	Manhattan	Route	Euclidean	Manhattan	Route
Narrow area group	Search area (km ²)	Max	229.00	194.94	235.88	258.88	216.75	254.31
		Min	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
		Median	0.69	0.69	0.50	0.75	0.81	0.63
	Average rank		2.04	2.07	1.89	2.04	2.03	1.94
Wide area group	Search area (km ²)	Max	3161.00	3222.56	3303.88	2628.44	2723.75	2478.63
		Min	0.06	0.06	0.13	0.06	0.13	0.13
		Median	29.19	22.44	19.50	19.13	21.06	20.94
	Average rank		2.10	2.26	1.64	1.90	2.35	1.75

ンハッタン距離の精度はほかの測定方法よりも低かったが、本研究で分析対象とした北東北には、碁盤の目状の市街地が少なく、実際の移動距離とマンハッタン距離に乖離があったためと考えられる。マンハッタン距離はもともと碁盤の目状の都市で移動距離をより正確に反映するために用いることを提案されたものであることから⁸⁾、日本においても、札幌市や京都市の中心部のような碁盤の目状の市街地で適用した場合には、精度が向上するかもしれない。

ところで、対数と負の指数では、広域群の結果の一部に違いが見られた。両関数における大きな違いは傾きであり、対数は、犯行地点から徐々に確率が低くなっていくならかな傾きの関数、負の指数は、犯行地点から離れるにつれ急激に確率が下がり、一定の距離（約15 km）に達すると、それ以降はほぼ確率が変わらない関数が推定された。負の指数において広域群の最短ルート距離の精度がユークリッド距離と変わらなかったのは、距離が長い場合には、負の指数では距離の長さの違いによる拠点確率の差が生じにくかったためと考えられる。本研究で推定された関数では、負の指数の方が決定係数は大きかったが、各測定方法のサーチエリアに、関数による差は見られなかった（ $Z_s < 1.28$, $p_s > .20$ ）。したがって、本結果のみでどちらの関数がより適切であるかは判断できないが、犯行分布の広さによって、適用する関数を変えることで、拠点推定の精度が変わる可能性も考えられる。

また、本研究では北東北の事件データを使用したため、犯行分布の範囲内に山や海が含まれるケースが多かった。山が近くに存在しない都市部や盆地の地形、海が存在しない地域などでは、最短ルート距離の効果が薄くなる可能性がある。さらに、道路網が発達した都市部では、線路や川のようなエッジが移動の障壁として働きにくい可能性も考えられ、犯罪の発生地環境の違いによって距離の測定方法の適用条件が異なる可能性があるため、今後の検証が望まれる。

最後に、本研究の結果では、犯行範囲が広域に分布する被疑者については、最短ルート距離を用いた確率距離関数が有効であるという結果が得られた。しかし、本研究における「広域群」は、犯行地点間

距離の中央値を用いて便宜的に分けたものにすぎず、どの程度広域であれば最短ルート距離が最適となるのかについては検討できていない。犯行範囲の広さの影響について詳細に検討するためには、さらなる大規模データで、本研究よりも細かな群を設定したうえで、十分なデータ数を用いて分析することが望まれる。また、広域群のサーチエリアの中央値を見ると、最短ルート距離を用いても約20 km²となっており、現実には被疑者を探索する面積としては広すぎるため、エリアを提示するのみでは捜査支援に資する推定にはならない。したがって、ユークリッド距離に代えて最短ルート距離を用いるほかにも、さらに推定拠点領域を絞り込むことが必要となる。最近の研究では、距離に加えて、環境要因や過去の同種事件の発生密度を拠点推定に組み込むことで、精度を向上させる方法も考案されている^{21,22)}。今後は、距離以外の要因も加えた拠点推定の検討が必要であろう。一方、犯行地点間距離の中央値が約2 km以下の狭域群については、距離の測定方法による拠点推定の精度の違いは見られず、サーチエリアの中央値では、最短ルート距離がわずかに小さいものの、ユークリッド距離でも約0.7 km²であり、十分に現実の捜査に適用できる面積であった。最短ルート距離は、ユークリッド距離と比較して計算時間が長くなるため、分析のコストを考慮すると、犯行範囲が狭い被疑者の場合には、ユークリッド距離による拠点推定で十分だという考え方でもできる。いずれにしても、分析する事件の分布によって、距離の測定方法や使用する関数を検討する必要があるだろう。

謝 辞

本研究は、日本法科学技術学会の分科会である「犯罪者プロファイリング分析技術研究会」での討議を基礎として実施したものである。

引用文献

- 1) 渡辺昭一、地理的プロファイリング、犯罪者プロファイリング—犯罪を科学する警察の情報分析技術。pp. 173-191、角川書店、東京、2005。

- 2) 鈴木護, 連続放火の犯人像, 渡辺昭一 (編) 捜査心理学. pp. 146-159, 北大路書房, 京都, 2004.
- 3) Canter, D. and Larkin, P., The environmental range of rapists. *J. Environ. Psychol.*, **13**, 63-69, 1993.
- 4) 三本照美, 深田直樹, 連続放火犯の居住地推定の試み—地理的重心モデルを用いた地理的プロファイリング—. 科学警察研究所報告防犯少年編, **40**, 23-36, 1999.
- 5) Warren, J., Reboussin, R., Hazelwood, R. R., Cummings, A., Gatalie, G. and Trumbetta, S., Crime scene and distance correlates of serial rape. *J. Quant. Criminol.*, **14**(1), 35-59, 1998.
- 6) 萩野谷俊平, 犯罪者プロファイリング研究の概要と課題, 犯罪者プロファイリング研究—住居対象侵入窃盗事件の分析—. pp. 5-35, 北大路書房, 京都, 2016.
- 7) Snook, B., Zito, M., Bennell, C. and Taylor, P. J., On the complexity and accuracy of geographic profiling strategies. *J. Quant. Criminol.*, **21**(1), 1-26, 2005.
- 8) Rossmo, D. K., Behavioural geography, Geographic profiling. pp. 87-96, CRC Press, Boca Raton, 2000.
- 9) 萩野谷俊平, 倉石宏樹, 花山愛子, 小林正和, 細川豊治, 杉本貴史, 地理的プロファイリングの精度比較. 心理学研究, **88**(2), 123-131, 2017.
- 10) Canter, D., Coffey, T., Huntley, M. and Missen, C., Predicting serial killers' home base using a decision support system. *J. Quant. Criminol.*, **16**(4), 457-478, 2000.
- 11) Hammond, L., Geographical profiling in a novel context: Prioritising the search for New Zealand sex offenders. *Psychol. Crime Law*, **20**(4), 358-371, 2013.
- 12) Laukkanen, M., Santtila, P., Jern, P. and Sandnabba, K., Predicting offender home location in urban burglary series. *Forensic Sci. Int.*, **176**, 224-235, 2008.
- 13) Taylor, P., Bennell, C. and Snook, B., The bounds of cognitive heuristic performance on the geographic profiling task. *Appl. Cogn. Psychol.*, **23**(3), 410-430, 2008.
- 14) Canter, D., Hammond, L., Youngs, D. and Juszcak, P., The efficacy of idographic models for geographical offender profiling. *J. Quant. Criminol.*, **29**(3), 423-446, 2012.
- 15) Lynch, K., City form, *The image of the city*. pp. 91-117, MIT Press, Cambridge, 1960.
- 16) Brantingham, P. L. and Brantingham, P. J., Nodes, paths and edges: Considerations on the complexity of crime and the physical environment. *J. Environ. Psychol.*, **13**, 3-28, 1993.
- 17) Kent, J., Leitner, M. and Curtis, A., Evaluation the usefulness of functional distance measures when calibrating journey-to-crime distance decay functions. *Comput. Environ. Urban Syst.*, **30**, 181-200, 2006.
- 18) Block, R. and Bernasco, W., Finding a serial burglar's home using distance decay and conditional origin-destination patterns: A test of empirical bayes journey-to-crime estimation in the Hague. *J. Investig. Psych. Offender Profil.*, **6**, 187-211, 2009.
- 19) Rossmo, D. K., Geographic heuristics or shortcuts to failure?: Response to Snook et al. *Appl. Cogn. Psychol.*, **19**(3), 651-654, 2005.
- 20) Cornish, D. B. and Clarke, R. V., Introduction, *The reasoning criminal: Rational choice perspectives on offending*. pp. 1-16, Springer-Verlag, New York, 1986.
- 21) Hanayama, A., Haginoya, S., Kuraishi, H. and Kobayashi, M., The usefulness of past crime data as an attractiveness index for residential burglars. *J. Investig. Psych. Offender Profil.*, **15**, 257-270, 2018.
- 22) Kent, J. and Leitner, M., Incorporating land cover within bayesian journey-to-crime estimation models. *Int. J. Psychol. Stud.*, **4**(2), 120-140, 2012.